

ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА

С. С. АВЕТИСЯН, Ю. А. КУТОЯНЦ

О НЕКОТОРЫХ МОДЕЛЯХ ТОЧЕЧНЫХ ПРОЦЕССОВ
 В ЗАДАЧАХ ПРОФИЛАКТИЧЕСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ

Теория точечных процессов в последние годы бурно развивается. Помимо общих результатов типа представлений процессов, условий абсолютной непрерывности мер и вопросов фильтрации решен ряд задач по постановке близких к классической математической статистике, такие, как оценка параметров и проверки гипотез [1—3]. В настоящее время имеется и развитая теория больших выборок для точечных процессов (закон больших чисел, центральная предельная теорема и т. д.) [3, 4]. Все это расширяет возможности и для решения конкретных задач прикладного характера, т. к. позволяет выдвигать содержательные математические модели, допускающие экспериментальную проверку и идентификацию.

Основными объектами исследования в теории надежности традиционно являются функции распределения времени безотказной работы системы или функции интенсивности отказов [5]. Имеются определенные трудности при описании влияния предыстории на состояние системы, например, интересен вопрос: как влияют предыдущие отказы на поведение системы в настоящий момент. При этом предполагается, что далекие во времени (старые) отказы слабо влияют, а близкие (свежие) — сильнее. Кроме того, при описании последовательностей отказов элементов системы интересно учесть влияние отказов одних элементов на состояние других. В настоящей работе вводится один класс точечных процессов — процессы пуассоновского типа [1] и рассматривается применение этих процессов к описанию функционирования технических систем (ТС).

Пусть задано k последовательностей случайных величин

$$\alpha^{(j)} = \{\alpha_1^{(j)}, \alpha_2^{(j)}, \dots\}, \quad j = 1, \dots, k,$$

где при каждом j $\alpha_i^{(j)} > 0$, $\alpha_i^{(j)} < \alpha_{i+1}^{(j)}$, а $N^{(j)}(t)$ — число событий появившихся в интервал $[0, t]$ ($N^{(j)} = \{N^{(j)}(t), t \geq 0\}$ — считающий процесс [1]). Это задание эквивалентно $N^{(j)}$. Процесс пуассоновского типа $N = (N^{(1)}, \dots, N^{(k)})$ определим, как многомерный случайный процесс, для которого условные вероятности записываются в виде:

$$P\{N^{(j)}(t + \Delta t) - N^{(j)}(t) = 1 \mid N(s), 0 \leq s \leq t\} = \lambda^{(j)}(t) \Delta t + o(\Delta t);$$

$$P\{N^{(j)}(t + \Delta t) - N^{(j)}(t) > 1 \mid N(s), 0 \leq s \leq t\} = o(\Delta t),$$
(1)

где в условии стоит все прошлое процесса N до момента t . Неотрицательный случайный процесс $\lambda^{(j)}(t)$ считаем интегрируемым с вероятностью 1 на любом ограниченном интервале $[0, T]$ при $j = 1, \dots, k$. Процесс $\lambda^{(j)}(t)$ назовем интенсивностью точечного процесса $N^{(j)}$. Задание интенсивности полностью определяет меру P процесса пуассоновского типа в пространстве его реализаций [1], поэтому в последующем, выбирая конкретные случайные процессы $\lambda^{(j)}(t)$ (зависящие от прошлого $N(s), 0 \leq s \leq t$), мы получим разные математические модели. Если $\lambda^{(j)}(t)$ — неслучайная функция, то получаем неоднородный процесс Пуассона этой интенсивности.

Наиболее распространенной является модель процесса со взаимным возбуждением (mutually-exciting), введенная Хоксом [6]. Согласно этой модели:

$$\lambda^{(j)}(t) = \nu_j + \sum_{i=1}^k \int_0^t g_{ij}(t-s) dN^{(i)}(s),$$
(2)

где последний интеграл понимается в смысле Лебга-Стилтьеса. Например, для непрерывных функций:

$$\int_0^t g(s) dN^{(i)}(s) = \sum_{\tau_j^{(i)} < t} g(\tau_j^{(i)}).$$

Конкретизация (2) заключается [теперь только в определении функций $g_{ij}(t) \geq 0$].

Данное выше определение позволяет учитывать взаимное влияние последовательностей $\tau^{(j)}$ друг на друга, которое полностью задается функциями $g_{ij}(t)$, т. е. получить коррелированные последовательности событий. Имеется спектральная теория этих точечных процессов [6].

Пусть $k = 1$. Точечный процесс с интенсивностью (2) называется процессом с самовозбуждением (self-exciting), т. к. события этого процесса до момента t определяют интенсивность в этот момент. Рассмотрим пример одного процесса с самовозбуждением и обсудим возможности описания функционирования ТС. Примем:

$$g(t) = \begin{cases} \alpha e^{-\beta t}, & t \geq 0; \\ 0, & t < 0, \end{cases}$$
(6)

где $\alpha > 0, \beta > 0$. При условии $\alpha < \beta$ получаем стационарный точечный процесс со спектральной плотностью

$$f(z) = \frac{z}{2z} \left\{ 1 + \frac{z(2\beta - z)}{(\beta - z)^2 + \omega^2} \right\},$$

где $\kappa = \mu\beta/(\beta - \alpha)$ [6]. Реализация соответствующего процесса $\lambda(t)$ — разрывная функция в точках τ , скачки которой вверх равны α , и убывающая между скачками. Это поведение $\lambda(t)$ допускает следующую трактовку. Имеется ТС, состоящая из некоторого числа элементов. Отказ системы в результате отказа одного элемента может ухудшать надежностные показатели остальных элементов (например, из-за перегрузок), поэтому после восстановления отказавшего элемента система имеет повышенную вероятность отказа. Далее вероятность отказа уменьшается, т. к. происходит приработка нового элемента и остальные элементы постепенно приходят в состояние нормальной работы. Кроме того, известно, что интенсивность послеремонтных отказов экспоненциально убывает с увеличением времени [7].

Нас интересует процесс с самовозбуждением, интенсивность которого со временем растет, что отвечает старению ТС, поэтому считаем выполненным условие $\alpha > \beta$. С учетом этого рассмотрим задачу определения оптимального срока проведения предупредительной замены. Сперва определим функцию $m(t) = E\lambda(t)$. Согласно (2):

$$m(t) = \mu + \int_0^t g(t - \tau) m(\tau) d\tau, \quad (4)$$

так как [1]:

$$E \int_0^t f(\tau) dN(\tau) = \int_0^t f(\tau) E\lambda(\tau) d\tau.$$

Подставляя (3) в (4), умножая обе части полученного равенства на $e^{\beta t}$ и вводя обозначение $n(t) = m(t)e^{\beta t}$, приходим к уравнению

$$n(t) = \mu e^{\beta t} + \alpha \int_0^t n(\tau) d\tau,$$

которое дифференцированием по t сводится к линейному неоднородному дифференциальному уравнению

$$\frac{dn(t)}{dt} - \alpha n(t) = \mu e^{\beta t}, \quad n(0) = \mu.$$

Следовательно:

$$n(t) = \frac{\mu\alpha}{\alpha - \beta} e^{\alpha t} - \frac{\mu\beta}{\alpha - \beta} e^{\beta t}.$$

Окончательно получим:

$$m(t) = \frac{\mu\alpha}{\alpha - \beta} e^{(\alpha - \beta)t} - \frac{\mu\beta}{\alpha - \beta}.$$

Таким образом, средняя интенсивность отказов при условии $\alpha > \beta$ со временем экспоненциально растет, т. е. система стареет.

Заметим, что в случае $\alpha = \beta$:

$$m(t) = \mu(1 + \beta t),$$

т. е. средняя интенсивность линейно растет.

Введем следующие обозначения: c_1, c_2 — стоимости восстановления отказа и предупредительной замены; T — общая продолжительность функционирования ТС; M — число предупредительных замен за это время; τ — период проведения предупредительных замен. Принимаем $M = \frac{T}{\tau}$ целым числом, а восстановление отказавшего элемента — мгновенным.

Стоимость технического обслуживания ТС за время T имеет вид:

$$R_T(\tau) = \sum_{j=1}^M c_1 N_j(\tau) + c_2 M,$$

где $N_j(\tau)$ — число отказов на интервале $[(j-1)\tau, j\tau]$. Считаем, что в момент предупредительной замены ТС полностью восстанавливается, поэтому согласно закону больших чисел стоимость обслуживания в единицу времени за достаточно долгое время близка к значению:

$$r^*(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{R_T(\tau)}{T} = \frac{c_1}{\tau} \left\{ \frac{\mu\alpha}{(\alpha - \beta)^2} e^{(\alpha - \beta)\tau} - \frac{\mu\alpha + \mu\beta\tau(\alpha - \beta)}{(\alpha - \beta)^2} \right\} + \frac{c_2}{\tau}.$$

Нетрудно доказать, что функция $r^*(\tau)$ имеет единственный минимум. Проводя минимизацию $r^*(\tau)$ по τ , стандартными методами получим оптимальный период проведения предупредительных замен.

В случае $\alpha = \beta$ получаем функцию:

$$r^*(\tau) = c_1\mu + \frac{1}{2} c_1\mu\beta\tau + \frac{c_2}{\tau},$$

минимум которой достигается при

$$\tau = \sqrt{\frac{2c_2}{c_1\mu\beta}}$$

и равен

$$r^*(\tau_0) = c_1\mu + \sqrt{2c_1c_2\mu\beta}.$$

Заметим, что вместо стоимости $R_T(\tau)$ можно взять любой показатель надежности функционирования ТС, либо рассмотреть задачу минимизации $r^*(\tau)$ при ограничениях на показатели надежности.

Следующим шагом после выбора модели функционирования является задача идентификации — оценки параметров модели. Это самостоятельная задача и здесь не будет рассматриваться. В модели предполагалось убывание интенсивности отказов со временем, что соответствует

приработке элементов. В некоторых ТС такое предположение не разумно и следует считать, что после восстановления отказавшего элемента интенсивность резко падает, а затем в силу старения элемента — растет. Такой моделью точечного процесса является самоуправляемый процесс (self-correcting), введенный Ве-Джонсом, интенсивность которого

$$\lambda(t) = \exp\{\alpha + \beta t - \gamma N(0, t)\},$$

где $N(0, t)$ — число событий на интервале $[0, t]$. Если параметры $\beta > 0$, $\gamma > 0$, то процесс асимптотически стационарный. При $\gamma = 0$ получаем неоднородный процесс Пуассона, а при $\gamma > 0$, $\beta \leq 0$ — точечный процесс с конечным с вероятностью 1 числом событий на $[0, \infty)$. В зависимости от вида ТС можно выбирать ту или иную модель этого процесса и, как в предыдущем примере, после вычисления $E\lambda(t)$ рассчитывать оптимальный период проведения предупредительных замен.

Выше принималось $k = 1$. Теперь рассмотрим задачу описания функционирования системы, состоящей из k связанных между собой элементов в терминах процессов со взаимным возбуждением. Интенсивность отказов i -го элемента зададим по формуле:

$$\lambda^{(i)}(t) = \nu_i + \sum_{j=1}^k \int_0^t g_{ij}(t-\tau) dN^{(j)}(\tau).$$

Влияние процессов друг на друга определяется функцией $g_{ij}(t)$. Изучение этой системы аналогично проведенному выше. В частности, пусть $k = 2$ и функции $g_{ij}(t) = a_{ij} e^{-\beta t}$, $t \geq 0$. Тогда для $E\lambda^{(1)}(t)$ и $E\lambda^{(2)}(t)$ выписывается система дифференциальных уравнений. Обозначим корни уравнения ν , и ν_2 :

$$\nu^2 - (\sigma_{11} + a_{22})\nu + a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21} = 0.$$

Тогда, если $\beta \neq \nu_1$ и $\beta \neq \nu_2$, то решение этой системы имеет вид:

$$E\lambda^{(i)}(t) = b_{1i} e^{\nu_1 t - \beta t} + b_{2i} e^{\nu_2 t - \beta t} + b_{3i} t, \quad (5)$$

где $r = 0$, а постоянные b_{1i} , b_{2i} , b_{3i} явно выписываются. В случае $\beta = \nu_1$ или $\beta = \nu_2$, но $\nu_1 \neq \nu_2$, в (5) имеем $r = 1$ и другие постоянные b . И, наконец, при $\beta = \nu_1 = \nu_2$ имеем $r = 2$.

С помощью (5), как и в одномерном случае, выписывается стоимость технического обслуживания ТС за время T , которая затем минимизируется по периодам предупредительных замен каждого элемента.

ՆԱԽԱԶԳԻՈՒՇԱԿԱՆ ՍՊԱՍԱՐԿՄԱՆ ԽՆԴԻՐՆԵՐՈՒՄ ԿԵՏԱՅԻՆ
ՊՐՈՃՆԱՆՆԵՐԻ ՈՐՈՇ ՄՈՒԿԵԼՆԵՐԻ ՄԱՍԻՆ

Ա մ փ ո փ ո ս մ

Առաջարկվում էն տեխնիկական համակարգերի աշխատանքը նկարագրող մաթեմատիկական մոդելներ, որոնք հաշվի են առնում մերժերի վիճակագրական ազդեցությունը համակարգի հետագա աշխատանքի վրա: Համաձայն այդ մոդելների որոշվում էն նախազգուշացնող փոխարինումների անցկացման օպտիմալ պարբերությունը:

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Liptser R. S., Shirayev A. N. Statistics of Random Processes. Applications. — Berlin Springer-Verlag, v. 2, 1978, — 339.
2. Ogata Y. The Asymptotic Behaviour of Maximum Likelihood Estimators for Stationary Point Processes. — Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 1978, v. 39, № 2, A, p. 243—261.
3. Кутозян Ю. А. Локальная асимптотическая нормальность для процессов пуассоновского типа. — Изв. АН АрмССР, Математика, 1979, т. XIV, 1, с. 3—20.
4. Кабанов Ю. М., Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н. Слабая и сильная сходимость распределений считающих процессов. — Теория вероятностей и ее приложения, 1983, т. XXVIII, в. 2, с. 288—319.
5. Барлоу Р., Прохин Ф. Математическая теория надежности. — М.: Сов. радио, 1969. — 488 с.
6. Hawkes, Q. G. Spectra of Some Self-Exciting and Mutually-Exciting Point Processes. — Biometrika, 1971, v. 58, p. 83—90.
7. Игнатов В. А., Маньшин Г. Г., Трапнев В. А. Статистическая оптимизация качества функционирования электронных систем. — М.: Энергия, 1974. — 264 с.